

ST 27.02.69

CONTRIBUTION A L'ÉTUDE MÉTHODOLOGIQUE DE L'ÉCHANTILLONNAGE DES POPULATIONS D'INSECTES

II. - Distribution dans l'espace des larves de deux Noctuelles nuisibles, *Heliothis armigera* Hbn. et *Earias insulana* Boisd., en culture cotonnière

par

M. VAISSAYRE⁽¹⁾

En considérant les résultats obtenus au cours de trois campagnes d'échantillonnage des populations larvaires de deux Noctuelles (*H. armigera* et *E. insulana*) en culture cotonnière irriguée, le type de distribution de fréquence des insectes par échantillon est examiné en fonction : a) de la dimension de l'échantillon S , b) du rapport des surfaces de l'échantillon à la surface échantillonnée (s/S), c) de la densité et des fluctuations de la population larvaire.

Pour un échantillon de dimensions déterminées, cette distribution de fréquence passe du type Poisson à un type binomial négatif lorsque la valeur du rapport s/S croît ; si l'on conserve le rapport s/S constant, tout accroissement de l'effectif de la population s'accompagne d'une augmentation de l'hétérogénéité de la distribution. Les conséquences sur l'intervalle de confiance des moyennes obtenues sont ensuite examinées ; la transformation logarithmique paraît la plus appropriée à l'échantillonnage couramment pratiqué dans la zone cotonnière en vue de l'établissement d'un programme d'applications insecticides rationalisé.

INTRODUCTION

A la base de nombreuses études écologiques figure l'estimation des populations animales, en particulier dans l'adaptation des programmes d'intervention contre les parasites des cultures.

L'un des problèmes qui se présente en premier lieu lors de la prise d'échantillon en culture cotonnière consiste en un choix préalable de l'unité d'échantillonnage. FYE et *al.* (1969) ont établi des distributions de fréquence pour les différents déprédateurs du cotonnier opérant aux U.S.A. Ces mêmes auteurs ont montré que, lorsque la taille de l'échantillon passait de un à cinq plants, la fréquence des cas où l'ajustement se faisait suivant une loi de Poisson diminuait au profit de ceux où la règle tend vers le type binomial négatif (KUEHL et FYE, 1972).

Après avoir vérifié qu'un échantillonnage des insectes exécuté au niveau d'un plant unitaire s'ajustait étroitement à la loi de Poisson, nous avons adopté une méthode consistant en l'examen de quadrats qui présentent la particularité d'adapter la qualité de l'observation à la dimension de l'échantillon examiné, ce qui a pour avantage de minimiser le coefficient d'oubli dû à l'observateur (J.R. RAZANAMINO, 1973).

MÉTHODOLOGIE

La répartition des populations d'insectes dans la culture a été étudiée après établissement et analyse d'un carroyage de surface unitaire de 1 mètre carré au sein d'une parcelle d'aspect homogène et à différents niveaux d'infestation d'une population larvaire d'*E. insulana*. À partir de là, on a procédé par comparaison des résultats obtenus en découpant la surface totale (3 000 m²) en quadrats de 1 m², 5 m², 10 m² à un niveau d'infestation déterminé, par confrontation de relevés systématiques établis par quadrats unitaires de 5 m² à différents niveaux d'infestation.

Les résultats détaillés ainsi obtenus ont été ensuite comparés à ceux d'un échantillonnage « routinier » entrepris depuis 1971 sur un périmètre irrigué de 1 500 ha. La précision relative à la moyenne établie à l'issue de chaque examen a pu être analysée, en vue de valider le choix de la méthode pratique à employer, qui doit associer simplicité et précision. On a pu dégager quelques facteurs intervenant pour limiter ces résultats, aussi bien au sein d'un ensemble à un instant donné, qu'au cours de l'évolution de l'infestation avec et sans intervention insecticide.

(1) Entomologiste, Station I.R.C.T.-Samangoky, B.P. 26, Tanandava, Madagascar.

RÉSULTATS

Les lois mathématiques établissent que, lors d'un tirage d'échantillon au sein d'une population importante où la surface de l'échantillon est faible en regard de la surface échantillonnée, si la répartition des individus est due totalement au hasard, la distribution de fréquence se caractérise par la loi de Poisson, dans laquelle le rapport de la variance à la moyenne (v/m) est égal à l'unité.

Lors d'une première série « d'échantillages » systématiques menée sur 90 m², en exprimant les résultats mètre par mètre, nous avons obtenu pour 13 répétitions établies sur des surfaces ayant des niveaux d'infestation variables, un rapport $v/m = 1,19$ ($m = 1,60$).

On peut penser que l'écart faible mais sensible à la loi de Poisson correspond à un « indice d'aggrégation 5 » (PHELLOU, 1969) et que celui-ci dépend de la taille de l'échantillon et aussi de l'espèce de l'insecte considérée à l'instant t . Or, dans la pratique, l'expérimentation portant sur la précision des résultats obtenus par une équipe spécialisée dans les comptages d'insectes nous a montré que la taille optimale de l'échantillon était une unité portant sur 5 m² par observateur.

Pour respecter ce point pratique nous avons choisi de travailler sur un plan d'échantillonnage d'unité de base 5 m² de billon, chaque plant étant dépouillé individuellement. Ce choix nous a conduit à examiner quelles sont les modifications obtenues en considérant successivement soit des surfaces unitaires variables, soit des populations d'effectifs distincts.

Les résultats sont résumés ci-après :

— Variations du rapport v/m en fonction de l'unité de surface élémentaire dans une population homogène (2 000 chenilles/ha) dans une parcelle de surface de 3 000 m² :

s	v/m
1 m ²	1,12
5	1,23
10	1,31

— Variations du rapport v/m en fonction de la densité de la population larvaire dans une surface homogène échantillonnée par carroyage d'unité 5 m² :

\bar{m}	v/m
0,76	1,84
3,82	2,78

En conclusion, pour un rapport s/S faible, ou pour des effectifs de populations réduits, la distribution de fréquence est proche de la loi de Poisson. Lorsque la taille de l'échantillon augmente, ou, à échantillon de taille fixe, lorsque l'effectif de la population augmente, il y a formation d'agrégats et la loi de distribution devient une loi binomiale négative avec augmentation de l'indice d'aggrégation

exprimé par le rapport $\frac{v}{m} - 1$ (ANScombe, 1949).

Discussion des résultats obtenus à la suite d'une série de sondages effectués au cours de la campagne cotonnière

Nous pouvons faire ressortir les points suivants, obtenus après 14 séries de sondages, en nous limitant à l'interprétation des résultats concernant les 100 points d'observation situés sur une unité-pilote de 500 ha, et où la surface de chaque échantillon est de 5 m².

L'intérêt des chiffres issus de ces sondages prend une valeur particulière lorsqu'il est possible de leur associer un intervalle de confiance. La détermination de celui-ci suppose la transformation préalable de la distribution des fréquences d'où est issue la moyenne, dans le but d'obtenir une nouvelle distribution proche de la normale.

Pour chaque espèce d'insecte existe une relation entre la moyenne et la variance telle que :

$$\sigma^2 = a \bar{x}^b.$$

lorsque l'on considère ces données à partir d'échantillons de même taille.

Le calcul d'ajustement à la droite $\log \sigma^2 = \log a + b \log \bar{x}$ a été entrepris pour *Heliothis* et pour *Earias*, à partir de 100 points d'observation, afin de déterminer la valeur du rapport b .

On a établi :

pour *Heliothis* : $Y = -0,21 + 1,29 (x + 0,26)$;
pour *Earias* : $Y = -0,75 + 0,95 (x + 0,67)$;
avec $r \geq 0,98$.

L'intérêt du rapport b est qu'il caractérise (d'après CANCELA da FONSECA, 1966) la nature de la distribution et le changement de variable à effectuer pour la normalisation.

Lorsque le type de distribution passe de la loi de Poisson à une loi de type binomial négatif, le rapport b part de la valeur 1 pour atteindre des valeurs voisines ou supérieures à 2. La transformation rendant normale la distribution des fréquences devra donc agir comme \sqrt{x} pour les effectifs faibles, et comme $\log x$ lorsque l'effectif augmente. Une telle transformation a été proposée par WILLIAMS (1951) :

$$Y = \log (x + 1).$$

Etude de l'intervalle de confiance

L'écart-type qui caractérise une population évaluée par un échantillonnage peut être, soit calculé en supposant l'ajustement à une loi théorique, soit confondu avec son estimateur lorsque le nombre d'échantillons est ≥ 30 . Comme nous avons vu que le type de distribution, pour un type d'échantillon donné, variait avec l'effectif de la population, nous resterons dans le second modèle, les échantillons étant regroupés ($n > 30$) ; au seuil 95 %, on a :

$$m \text{ (réelle)} = \bar{x} \text{ (estimé)} \pm \frac{25}{\sqrt{n}}$$

Tableau 1.

Effectifs (\bar{x})	Intervalles				C.V.*	
	30		100		30	100
1 250 ch./ha	660	1 920	970	1 600	100	48
3 000 ch./ha	2 050	3 920	2 400	3 700	57	43

$$* \text{ C.V.} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{\bar{x}} \times 100.$$

Nous comparons ci-dessous les intervalles séparant les valeurs extrêmes ainsi que les coefficients de variation d'une population estimée, au sein d'une surface homogène, par 30 et 100 points d'échantillonnage.

On notera l'importance de l'écart obtenu en fonction du nombre d'échantillons prélevés lorsque le niveau d'infestation est inférieur à 2 500 ch./ha. Cet écart diminue ensuite, et de façon franche en particulier pour les densités de population supérieure à 3 000 ch./ha.

Etude des causes d'hétérogénéité

Nous plaçant dans des conditions optimales de prise d'échantillon (élimination des zones de cultures hétérogènes, des effets de bordure, de gradient arroseur-drain, etc.), certaines estimations pouvaient laisser supposer une forte hétérogénéité. En particulier, un échantillon portant sur 100 points d'observation peut recouvrir des zones écologiques distinctes, et l'on perd alors, avec la superposition des populations hétérogènes, la précision attendue d'une augmentation du nombre des observations. Ce phénomène est particulièrement sensible lors du développement d'une infestation, où l'on observe une extension géographique progressive de la population larvaire du prédateur.

Le tableau suivant illustre de façon abrégée les indications ci-dessus.

Tableau 2.

Points d'observation			
100	40	30	30
970-1 600 2 400-3 700	900-2 900 800-2 400	960-2 400 1 400-3 200	200-900 5 600-8 800

Si l'on considère les populations larvaires d'*H. armigera*, estimées sur une surface de 500 ha, à deux reprises au cours du mois de février 1971, par trois prises d'échantillon successives, respectivement de 40, 30 et 30 observations, on pourra comparer les

intervalles dans lesquels se situe la moyenne pour l'ensemble de la zone couverte par les 100 points et dans chaque regroupement où a été effectué un nombre d'observations supérieur ou égal à 30.

On constate qu'au cours de chaque regroupement, on a inclus dans les 100 points d'observation une zone où l'effectif de la population tranche nettement sur ceux des zones voisines et explique en partie l'imprécision de la moyenne globale obtenue.

Le regroupement des observations en vue de l'établissement des moyennes devra donc, dans la mesure du possible, tenir compte de ces zones distinctes.

Les observations précédentes, réalisées au cours de campagnes cotonnières successives tendent à donner une image de la répartition des larves des deux noctuelles considérées à un instant donné. Mais on peut également suivre l'évolution de cette distribution au cours de la campagne cotonnière et dégager les quelques facteurs essentiels qui interviennent pour modifier le type de distribution de fréquence au cours des prises d'échantillon successives.

Nous avons constaté que les populations considérées présentaient une tendance à la formation d'agréats; l'examen de la figure permet de dégager quelques nuances: il s'y confirme une distribution ajustable à la loi de Poisson pour des populations d'effectifs réduits. D'autre part, une augmentation de l'effectif de la population correspond à une hétérogénéité plus grande dans la distribution des individus, phénomène qui peut selon toute vraisemblance être lié à l'existence de foyers de ponte et de multiplication (DINGLE, 1972). Toutefois, on notera qu'il y a indépendance entre l'indice d'agréation et l'effectif de la population après intervention d'un phénomène externe (ici, les interventions insecticides décennaires), le niveau de population maintenu correspondant à une répartition homogène (proche de la loi normale) des individus dans la culture. Ce phénomène nous amène à distinguer dans la pratique deux traitements pour les informations issues de l'échantillonnage:

- une estimation des populations (moyenne et intervalle de confiance), obtenue après transformation logarithmique, au cours de la phase qui précède le déclenchement des interventions;
- une estimation simple accompagnant la période des interventions si celles-ci sont continues.

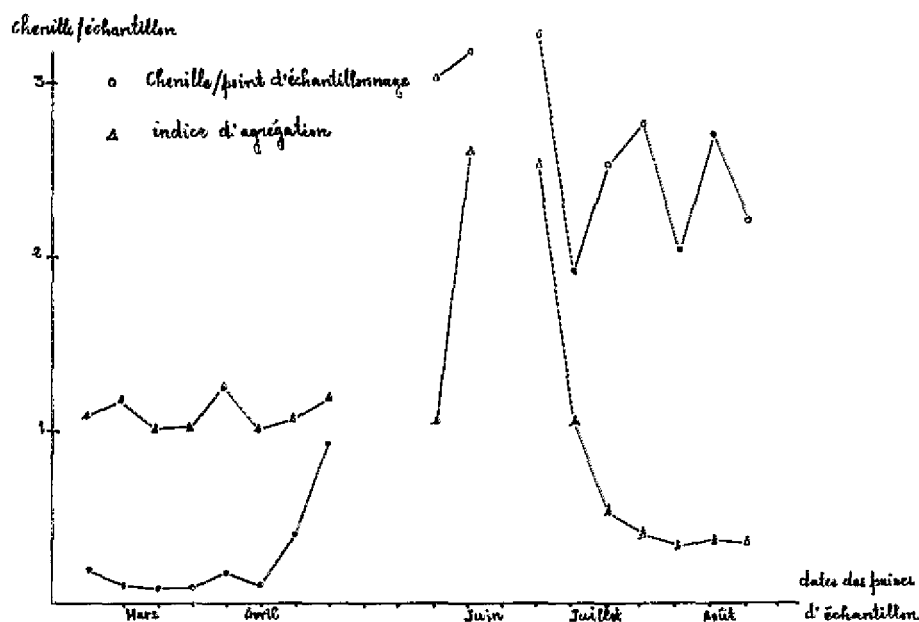


Fig. 1. — Dynamique des populations d'*Earias insulana*. Evolution de l'indice d'agrégation.

CONCLUSIONS

Dans les limites que nous avons fixées à cette étude, à savoir la prise d'un échantillon de dimensions fixes en culture cotonnière, il semble que l'on puisse conclure que les populations larvaires des deux Noctuelles considérées ont une répartition en agrégats. La distribution de fréquence des individus figurant dans un échantillonnage au hasard suit une loi de Poisson pour un effectif faible, et tend vers une loi de type binomial négatif lorsque la population s'accroît.

La précision à attendre de l'échantillonnage se trouve donc limitée par un phénomène biologique, que renforce l'existence de zones préférentielles en tant que foyers de multiplication de l'insecte.

L'usage d'une transformation analogue à celle utilisée par WILLIAMS nous paraît convenir à ce type de distribution, et permet d'associer aux résultats de l'échantillonnage un intervalle de confiance.

BIBLIOGRAPHIE

- ANSCOMBE F.J., 1949. — The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. *Biometrics* 5, 165.
- CANCELA DA FONSECA. — Problèmes d'écologie : l'échantillonnage des peuplements animaux des milieux terrestres. LAMOTTE et BOURLIÈRE, 1969, Masson, 303 p.
- DINGLE H., 1972. — Migration strategies of insects. *Science* 175, 1327-1335.

FYE R.E., R.O. KUEHL et C.D. BONHAM, 1969. — Distribution of insect pests in cotton fields. *USDA, ARS, bull.* 1140, 32 pp.

KUEHL R.O. et R.E. FYE, 1972. — An analysis of the sampling distribution of cotton insects in Arizona. *J. econ. Ent.* 65, 3, 355-360.

PIELOU E.C., 1969. — An introduction to mathematical ecology. *J. WILEY Intersci. Publ.*

RAZANAMINO J.R., 1973. — Contribution à l'étude méthodologique de l'échantillonnage des populations d'insectes. I. Etude préliminaire sur l'évaluation des populations larvaires. *Cot. Fib. trop.* 28, 4, 509-516.

SUMMARY

In evaluating the results obtained in the course of three campaigns of sampling the larval populations of two Noctuids (*H. armigera* and *E. insulana*) in irrigated cotton growing, the type of frequency distribution of the insects per sample was examined from the point of view of : a) the size of the sample S ; b) the ratio of the areas of the sample to the area sampled (s/S); and c) the density and the fluctuations of the larval population.

For a sample of a given size, this frequency distribution passes from a Poisson type distribution to a negative binomial type distribution when the value of s/S increases. If the ratio s/S is maintained constant, any increase in the size of the population is accompanied by an increase in the degree of the heterogeneity of the sample. The effects of the means obtained on the confidence interval were then examined. Logarithmic transforma-

tion seems to be the technique which is most suited to the sampling commonly carried in cotton growing areas with the object of drawing up efficient insecticides application programmes.

RESUMEN

Considerando los resultados obtenidos en el curso de tres campañas de muestreo de las poblaciones larvares de dos Noctuelos (*H. armigera* y *E. insulana*) en cultivo algodónero irrigado, el tipo de distribución de frecuencia de los insectos mediante muestras se ha examinado en función a) de la dimensión de la muestra S ; b) de la relación de las superficies de la muestra a la superficie para mues-

treo (s/S); c) de la densidad y de las fluctuaciones de la población larvar.

Para una muestra de dimensiones determinadas, esta distribución de frecuencia pasa del tipo Poisson a un tipo binomial negativo cuando el valor de la relación s/S crece; si se conserva la relación s/S constante, todo aumento del efectivo de la población se acompaña de un aumento de la heterogeneidad de la distribución. Se examinan a continuación las consecuencias sobre el intervalo de confianza de los medios obtenidos; la transformación logarítmica parece la más apropiada para el muestreo practicado corrientemente en la zona algodónera con miras al establecimiento de un programa de aplicaciones insecticidas racionalizado.